



TITLE:

中国「民工潮」の所得格差縮小効果に関する計量分析

AUTHOR(S):

大西, 広

CITATION:

大西, 広. 中国「民工潮」の所得格差縮小効果に関する計量分析. 調査と研究: 経済論叢別冊 1997, 14: 1-14

ISSUE DATE:

1997-10

URL:

<https://doi.org/10.14989/44450>

RIGHT:

中国「民工潮」の所得格差縮小効果に関する計量分析

大 西 広

は じ め に

中国のような大きな国にとっては地域格差問題はどうしても避けることができないが、改革開放以降、その格差が拡大したのか縮小したのかについては異なる見解が並立している。もちろん、一般には改革開放以降の沿岸部中心の発展は内陸部との格差を拡大する要因として捉えられる（たとえば、董 [1992]，加藤 [1995，1996]，史 [1995]）が，一方，省別ないし地区別の所得の相対格差はとくに最近年では縮小しているとの報告もある（たとえば，楊 [1991]，魏 [1992]，渡辺他 [1995]，Gundlach [1997]）。したがって，中国地域格差問題に関するこれからの研究はこれら2つの見方に対する何らかの統一的な見地を提供するものでなければならない¹⁾。

この点で，筆者が注目するのは，農村から都市への労働力の移動であり，不法就労を除き，現在は民工潮と呼ばれているものである。これは，その移動の原因に地域格差があるだけでなく，都市での稼得の一部の農村への送金による格差縮小効果や農村の過剰人口の一部排出による一人当たり所得の都市／農村間縮小効果など格差への反作用を含んでいる。また，逆に，こうした民工潮の都市への進出が人々特に都市住民に格差の問題をより強く印象づけたという問題もある。この意味で，本稿は民工潮に注目し，これらの諸メカニズムを内生化した計量経済モ

デルを構築する。もちろん，李・胡 [1991]，孟 [1993]，加藤 [1994]，冀・召 [1995]，山本 [1996]，Qian [1996]，嚴 [1997]，戴 [1996，1997 b] など民工潮に関する研究は多いが，戴 [1996，1997 b] のみを唯一の例外として上記のような地域格差に対する効果をモデルによって解明するというようなものではなかった。これまで必ずしも計量経済分析が中国研究者で多数でなかったこと，あるいは分析データの不足がその原因であろうと思われる。しかし，非常に制約の大きいデータではあるが，筆者は1995年の中国国家统计局農村社会経済調査総隊への訪問で送金のデータを入手することができるなど，データの制約は少しずつ緩くなって来ている。また，中国経済に対する計量経済学的研究も近年急速に増えて来ている。民工潮についても計量経済モデルが構築されるべき時期が来たと筆者は考えている。

そこで，本稿で示すわれわれの「民工潮モデル」は，おおよそ次のような基本方針の下で構築された²⁾。

まず第一に，民工潮の発生メカニズムとその地域格差への効果に絞ったモデル化を行ない，中国経済に関するそれ以外のメカニズムの表現はできるだけ抑える。モデルの複雑化を防ぎ，可能な限りシンプルな分析とするのが目的であ

1) 戴 [1997 a] は各種の統計量を駆使し，この両者の傾向の関係をよく整理している。そこでは改革開放以降，変動係数で見た省・自治区・直轄市間の格差の縮小傾向が90年代に入って逆転している様子が示されている。

2) こうした国内労働力移動を直接に内生化したモデルとしては，ガンビアを対象に Radelet [1993] が構築したものがあ。これも国内労働力移動を都市と農村の所得比の関数とするもので，われわれのモデルの先行研究と呼べるものである。ただし，世界各国のマクロ・モデル229個を集めた Uebe [1995] のマクロ・モデル集の中でこのような国内労働力移動を内生化したものは，ただこの Radelet のものひとつであった。いかにこの分野の試みが遅れているかが分かる。

る。

次に第二に、地域分割は「都市」と「農村」との2分割とし、行政的な区分を用いない。これは、同一省内での労働力移動も考慮する必要があるからであるが、現実に出出している労働力がほぼ農民であるという事情にもよっている。

さらに第三に、連立方程式モデルとして構築するものの、入手できた各データの期間が短く、また不揃いであるため、やむなく同時方程式推定ではなく、OLSやAR1といった個別方程式の推定とした。今回のモデルのような小さなものは普通、同時方程式推定をする必要があるが、全データの完全に揃う期間が1986-1991年というところに限られ、データ不足で同時方程式推計が不可能となるからである。もちろん、この限界からモデル作成それ自身を諦めるという方法もあるが、今後データが揃った段階で再推計することも可能かと考え、プロトタイプ・モデルとして一旦構築することとしたものである。

なお、そうしたOLSやAR1の個別方程式推計では、決定係数、各パラメーターのt値、ダービン・ワトソン比によるテストを基本とし、不均一分散への対処のため線形推計ではなく対数線形での推計を基本とした。対数線形ができない方程式に関しては、Breusch-Pagenテストを行っている。また、全般にデータ不足から自由度が不足しているので、推計期間を比較的長くとれるもののみチョウ検定をすることとした。

そこで本稿では、まず第1節において、モデルの構造と推計結果を説明し、第2節において、2020年までの予測を、そして最後の第3節では、予測期間に関して、民工潮のあるなしの効果の違いに関する、あるいは都市失業率の大小の影響に関するシミュレーション結果を示す。

I モデルの基本方程式と推定

それでは、こうした民工潮のそれぞれのメカニズムを順にモデル化し、それぞれの方程式の推計結果を示していこう。

1) 国内労働力移動関数

まず、本モデルで最も重要な労働力移動(MIG)については、この分野でスタンダードとなっているHarris & Todaro [1970]の形で関数推定をすることとした。Harris & Todaro [1970]の定式化は、新規の労働力純移動($MIG - MIG_{-1}$)が移動元(農村)の平均所得 W_r 、移動先(都市)の平均所得 W_u 、移動先の失業率(都市地域失業率) U を用いると

$$(1-U)W_u - W_r$$

の関数として表されるというものである³⁾。言うまでもなく、 $(1-U)W_u$ は移動先で得られる期待所得を表し、それと現在(移動元)の所得 W_r との大小関係で新規の労働力純移動が決まるとの定式化である。ただし、我々の推計では移動先期待所得と現在の所得との差の関数としてではなく、その比の関数とした。また前述のような趣旨から対数線形を採用し、次のような結果を得た。

1) OLS推計

$$\ln(MIG - MIG_{-1}) = 3.862 + 0.99405 \\ (3.84) \quad (0.93)$$

$$\ln((1-UR) * WAGEU/WAGER)$$

$$\bar{R}^2 = 0.0000 \quad S.E. = 0.322$$

$$DW = 0.536 \quad (1980-91)$$

2) AR1推計

$$\ln(MIG - MIG_{-1}) = 1.804 + 3.39475 \\ (1.50) \quad (2.52)$$

$$\ln((1-UR) * WAGEU/WAGER) \\ [+0.413 * AR(1)]$$

$$\bar{R}^2 = 0.3739 \quad S.E. = 0.205$$

$$DW = 1.199 \quad (1981-91)$$

第1の方程式で見るとOLS推計では決定係数が非常に悪い上、誤差項の系列相関が強く認められるので、誤差項に1階の系列相関を仮定したコクラン・オーカット法推定をしたのが第2の方程式である。おそらくデータの正確性などが原因してダービン・ワトソン比の不十分さが残っているが、関数特定化の理論的基礎

3) 所得格差要因が中国民工潮の決定要因として有意であることは、戴 [1996] によって確認されている。

に信頼を置いて第2の方程式をここでは採用することとした。

なお、農村から都市への労働力移動数のデータは通常の統計書から得られるものではない。ここでは、山本 [1996] に掲載の韓 [1995] の1980-1991年期間のデータを利用しているが、ほぼ同じ期間についての筆者自身による推計と類似の系列となっており、その信頼性は高いと思われる⁴⁾。また、 Wu 、 U のデータはそれぞれ

4) 筆者による推計は、中国建設部城鎮建設経済研究所調査に基づく次の第1表(李・胡 [1991] p. 97-8 に掲載)から行ったものである。この表中の数字が空白の部分は前後の数字から同一伸び率の仮定の下で推計し(1980年、1989年など両端年の推計は直近の伸び率で延長した)、全25都市の合計を中国全土の移動労働力人口としたものである。この推計結果と韓 [1995] の数字は次の第2表に併記したが、ほぼ同じ動きをしていることがわかる。ただし、それを絶対量でみると、25都市のみを対象としている大西推計の方が少なくなっており、また95年時点で8000万人との単年度推計(細川 [1997])があることからすれば、この数字の補足率も半分以下と言える。この意味では、本モデルによる民工潮の所得格差縮小効果は低めの推計となっている。

第1表 中国25都市における流入人口の推移 (万人)

	1980	1981	1984	1985	1986	1987	1988	1989
上海		62	75	110	111		124.6	
北京	30	39		90	105	115	131	
天津			295	50.4	57.1	86.1	112.9	60.8
沈阳		19	27	31.4	60		53.75	
武汉		25	35	50	65	80	120	
广州	30.6	43	50	62	88	100	117	130
哈尔滨	16.4			17.0		20.0		23.5
重庆		16			48		67.45	
南京		11		40	43			
西安		17			51	49.9		
大连		6			17		38	
成都		14	22		27	53.5	45.59	
长春		10		23.9	28			
太原	8.2	10		13	25	26.1	29.54	35.8
济南		9					13.64	
青岛		8			31			
抚顺		7			25			
鞍山		4			16			
兰州		6			15			
郑州		8			23	31.8		37.4
昆明		6			21			
杭州	15		20	30		40		50.39
长沙		7			19			
南昌								10
吉林				4.8		6.6		7.3
総合値	100.2	327	258.5	469.5	175.1	609	700.47	392.19

資料来源：①部分城市流动人口调查表

れ「中国統計年鑑」から、「城鎮集体単位職工平均工資、年間」と「城市失業率」を使い、 Wr については、「農民人均収入」のデータを「中国統計年鑑」と拓殖大学・中嶋 [1994] から取った。

2) 送金関数

労働力は農村から都市に流れるが、賃金の一部は出身地の親族に逆流する。これが「民工潮」による都市-農村間の2種類の流れであるから、われわれが労働力移動に次いで取り扱うべきは送金(REMIT)である。そして、移動労働者一人当たりの送金は都市での期待賃金の関数とした。計算結果は以下のとおりであり、OLS推計でのDW比が悪いため、AR1推計を採用している。

1) OLS推計

$$\ln REMIT = -4.516 \\ (-5.13) \\ + 0.88422 \ln((1-UR) * WAGEU) \\ (7.43)$$

$$\bar{R}^2 = 0.8575 \quad S.E. = 0.136$$

$$DW = 0.841 \quad (1985-94)$$

2) AR1推計

② 广州上海流动人口研讨会会议论文

③ 各种报刊杂志及统计书籍

(李・胡編『流動人口对大城市发展的影響及对策』經濟日報出版社、1991年、97-8ページより)

第2表 中国全土移動労働力推計の比較
(単位：万人)

年	大西推計	韓[1995]の数字
1978		148
1979		219
1980	305	346
1981	368	438
1982	429	504
1983	505	572
1984	598	695
1985	773	845
1986	946	1012
1987	1118	1179
1988	1296	1339
1989	1437	1459
1990		1577
1991		1717

$$\begin{aligned} \ln REMIT = & -6.72 \\ & (-5.41) \\ & +1.17232 \ln((1-UR) * WAGEU) \\ & (7.15) \\ & [+0.311 * AR(1)] \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0.8775 \quad S.E. = 0.102$$

$$DW = 1.683 \quad (1986-94)$$

ここでまず注目したいのは、OLSからAR 1に推計法を変えることで説明変数のパラメーターが変化し、1を下回るものから上回るものになっていることである。このパラメーターは送金の期待賃金に対する弾力性を表わすから大きな意味を持っている。誤差項の系列相関に関する考慮によって1を上回るパラメーターが計測された。

なお、この送金額のデータは上記の労働力移動以上に入手の困難なものであった。しかし、筆者が本モデルの構想を固めたのはそのデータの入手の見通しを95年に得ることができてからであって、それはこの方程式の推定が本モデルにおいてどうしても必要であるからである。統計書に全く現れて来ないこのデータの存在が国際的に（おそらく初めて）公開されたのは95年の第50回国際統計学会大会（於北京）での中国国家统计局農村社会経済調査総隊の報告においてであって、その分科会に参加したことからその後の努力でなんとか入手させていただくこととなった。当総隊長の鮮祖徳氏にはその便宜を計っていただき大変感謝したい。また、そのような貴重なデータであるので、以下に特に示しておきたい。

(単位：元／月・人)

1985年	5.47
1986	5.63
1987	5.70
1988	6.17
1989	6.99
1990	6.96
1991	6.86
1992	7.95
1993	12.77
1994	15.85

3) 農民収入（農村地域所得）関数

ところで、以上で導かれた送金は農村に移転されて農民の所得の一部を構成することとなる。また、人口の農村から都市への移動それ自体、農村人口を減少させて農村（農民）の一人当たり所得の改善をもたらすという効果がある。そこで、農民の一人当たり所得（ Wr ）は、（第一次産業総生産（QA）+送金総額）／（農村農業人口（POP_{AR}）-労働力流出）の関数として説明することとした。下記の方程式では一人当たり月額送金額を年額に換算する為に移動労働力や年当たり月数（12）や元→億円の換算係数（1/1000）をかけ、さらに一期前のものをもって説明変数としている。DW比、決定係数、 t 値とも問題がない。また、本稿冒頭で述べたように誤差項の分散不均一を避けるために一般に対数線形推定を志向しているが、本方程式では線形推定をしているため、誤差項の分散不均一性のテストをBreusch-Pagan検定として行った。この式においては分散不均一を対立仮説としてBreusch-Pagan統計量が0.64433となりP値が0.419となったので、この対立仮説は棄却。よってこの式はこの点でも採用するに足ることがわかる。

$$WAGER = 103.163 + 3868.80 * \\ (3.63) \quad (16.50)$$

$$(QA_{-1} + REMIT_{-1} * MIG_{-1} * 0.0012) / \\ (POP_{AR-1} - MIG_{-1})$$

$$\bar{R}^2 = 0.9819 \quad S.E. = 14.36$$

$$DW = 1.5301 \quad (1986-91)$$

なお、ここで被説明変数とされるべきは本来農村地域一人当たり所得であるが、このデータを取れなかったため、農民の平均収入をとっている。民工潮として流出するほぼすべての労働力が農民の出身であること、流入先はほぼ必ず非農業であることからこのようにしている。また、農村農業人口は「中国統計年鑑」の「農村地域農林牧漁業労働力人口」を使った。

4) 都市平均賃金関数

他方、都市の平均所得に対しては農村からの

労働力流入はマイナスの効果をもたらす。それをここでは、外生的に増大する（この仮定自体に問題がないわけではないが）第二、三次産業総生産（QNA）を（非農業労働力人口（POPNA）＋流入人口（MIG））で「山分け」するという考え方から、 $QNA / (POPNA + MIG)$ を説明変数とした。推計方程式は以下に示しているが、データのある全期間（1981-1991年）で DW 比、自由度修正済み決定係数、 t 値ともに良好な結果が得られている。

$$\begin{aligned} \ln WAGEU &= 8.00773 \\ &\quad (311.5) \\ &+ 1.01492 * \ln (QNA / (POPNA + MIG)) \\ &\quad (42.55) \\ \bar{R}^2 &= 0.9636 \quad S.E. = 0.029 \\ DW &= 1.4663 \quad (1981-91) \end{aligned}$$

なお、第二、三次産業総生産（QNA）は、「中国統計年鑑」から、非農業労働力人口（POPNA）は「中国統計年鑑」の「非第一次産業労働者人数」を採用した。

II 外生変数の想定と予測

1) 人口に関する想定

以上で本モデルの基本的な方程式群を説明したが、我々が予測やシミュレーションでモデルを動かす際には更にもうひとつの方程式が付加される。それは、非農業労働力人口についてのもの、下に見るように、それを（全人口（POPTOTAL）－農村農業人口（POPAR））で線形でOLS推定をした。ここで、（全労働力人口－農村農業人口）を説明変数としなかったのは全人口の将来予測値がかなり信頼性の高いものとして得られるからである。我々の場合はそれを Bos, *et al.* [1994] を基本として使用した。ただし、直近1995年の Bos, *et al.* [1994] の予測値と現実値との違いを考慮し、それに見合う調整は行っている。

しかし、他方で（全労働力人口－農村農業人口）であれば本来（回帰方程式ではなく）定義式で導かれる被説明変数（非農業労働力人口）であるため、ここでの推定は対数形ではなく線

形でおこなった。そして、そのために誤差項の分散不均一が生じないかどうかは Breusch-Pagan 検定でチェックすることとした。

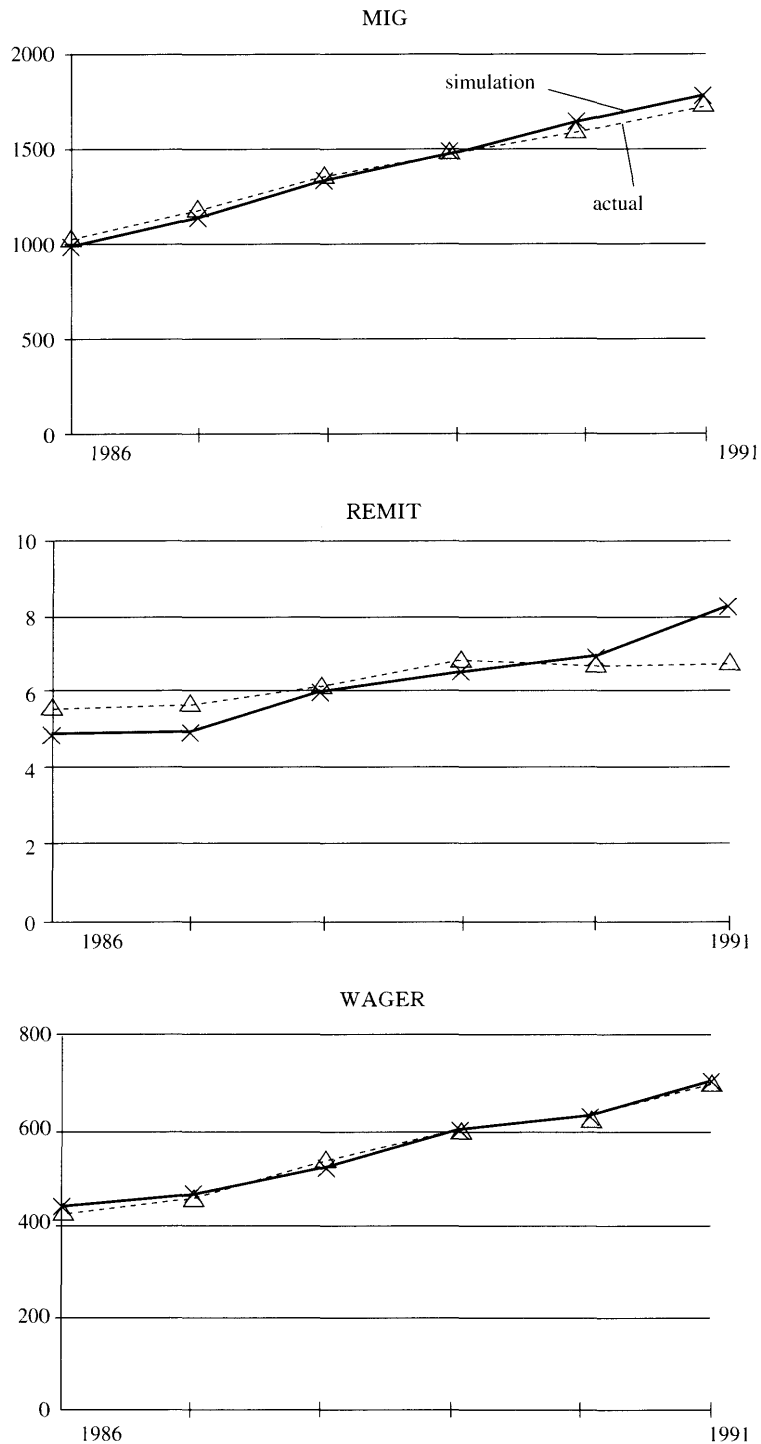
以上のような方法で非農業労働力人口の将来値を予測するが、その際にさらに問題となるのは、説明変数側に残る変数としての農村農業人口の将来推移をどう設定するかである。そして、これについては農村内部での職業移動によって2%平均で減少するものとした。この「2%」という数字は1993-94年の2年間の平均減少率である。

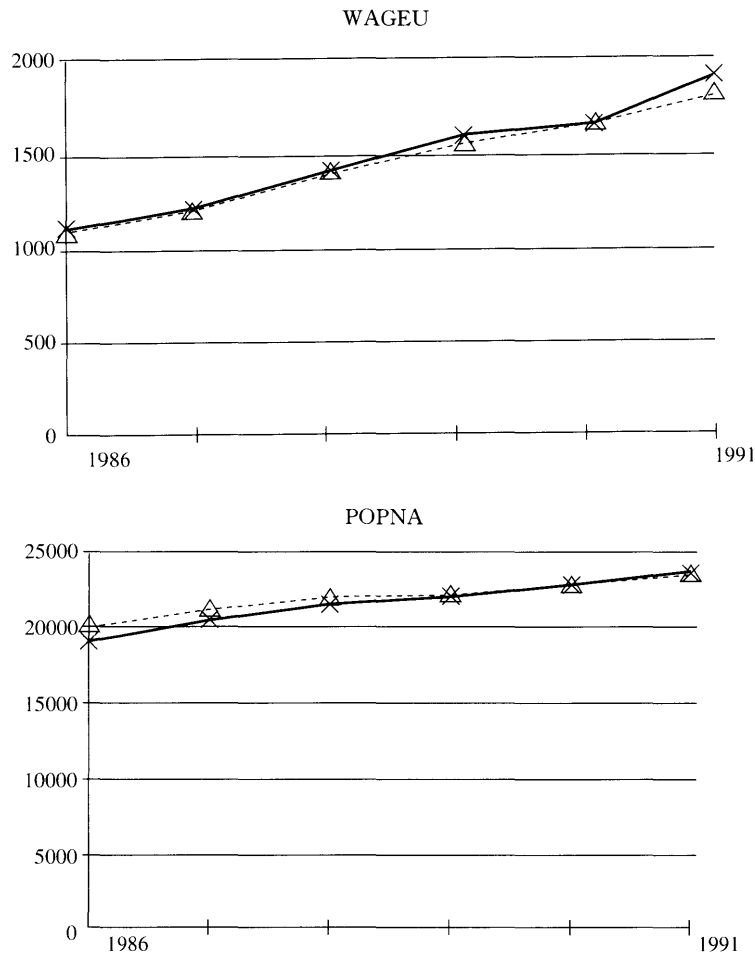
また、もうひとつの問題はここでの方程式推定が全期間について安定的であるかどうかという問題である。本稿冒頭において本モデル推定上の基本的な方針を述べたが、チョウの構造変化テストは本モデル各方程式の推定期間が短いために一般的には行っていない。ただ、本方程式のみに関して言えば、両辺とも1978-1996年というやや長い期間の全データが入手されたため（「中国統計年鑑」より。一部推計）連続チョウ・テストを行った。結果は1989年に構造変化があったというもので、この時のチョウ統計量は4.17、P値は0.036で5%水準で有意となった。そのため、われわれの実際の推定は1989-96年期間を対象に行ない、その結果は以下に示した。自由度修正済み決定係数、 t 値、 DW 比もほぼ良好で、かつ Breusch-Pagan 統計量が1.27、そのP値は0.259で誤差項の分散不均一という仮説は棄却された。

$$\begin{aligned} POPNA &= -49801.5 \\ &\quad (-30.22) \\ &+ 0.895553 * (POPTOTAL - POPAR) \\ &\quad (46.05) \\ \bar{R}^2 &= 0.9967 \quad S.E. = 192.3 \\ DW &= 1.3465 \quad (1989-96) \end{aligned}$$

なお、以上の5本の推定式が我々の本論文におけるすべての方程式体系である。したがって、これらが「体系」としてよく現実を追えているかが次に問題となるが、それは本モデルのデータが完全に揃った1986-91年期間の最終テストの結果で示すことができる。最終テストにおけ

第1図 内挿テストの結果





る各変数の平均絶対誤差率は、MIG が2.81%，REMIT が 9.07%，WAGER が 1.73%，WAGEU が2.02%，POPNA が1.97%となり、REMIT（送金）を除いて非常に良い結果となった。これら 5 変数の追跡度は次の第 1 図で示した。

2) その他の外生変数の想定

上記以外での外生変数としては、第一次産業と非第一次産業の総生産、そして都市失業率がある。まず、第一次産業の総生産であるが、これは中国科学院生態環境研究センターの食糧生産予測を利用して将来の外生値を与えている。これは国内耕地面積の予測など客観的な農業生

産制約が存在し、それがその生産増の規模をかなりの程度に規定するものと思われるからである。具体的には、入手した1992年から1996年までの実際の食糧生産の増加率に対する第一次産業総生産の増加率の比を固定し、その後の食糧生産の伸び率に関する中国科学院生態環境研究センターの予測から今後の第一次産業総生産の推移を割り出した。また、非第一次産業の総生産（名目）に関しては、1978年の改革開放以降1994年までの実際の平均増加率17.8%で延長している。

さらに、都市失業率については、現在の国有企業改革で上昇傾向にあり、1997年の3.1%から1998年には3.5%になるとの予測が政府自身

第3表 2020年までの予測結果

	1991年	1995年	2000年	2005年	2010年	2015年	2020年
「民工潮」純増(万人)	140.0000	284.2562	302.3770	319.6917	259.1071	217.3364	186.3702
「民工潮」累積数(万人)	1,717.00	3,038.93	4,061.25	5,840.72	7,248.81	8,415.35	9,405.04
送金(元/月・人)	6.89000	18.6868	36.1056	80.5291	184.3278	430.4365	1,023.89
所得格差	2.63355	3.16988	3.22772	3.29475	3.09029	2.92756	2.78642
	1995/ 1991年	2000/ 1995年	2005/ 2000年	2010/ 2005年	2015/ 2010年	2020/ 2015年	
「民工潮」純増数増加率(%)	19.4	1.2	1.1	-4.1	-3.5	-3.1	
「民工潮」累積数増加率(%)	15.3	6.0	7.5	4.4	3.0	2.2	
送金額(元/月・人)増加率(%)	28.3	14.1	17.4	18.0	18.5	18.9	
所得格差変化率(%)	4.7	0.4	0.4	-1.3	-1.1	-1.0	

によっても行なわれている。そこで、ここではこの3.5%という水準がそのまま持続するという想定をした。もちろん、さらに上昇する可能性もあるが、それはシミュレーションの形で検討することとした。

3) 民工潮に関する将来予測

さて、以上のように外生変数の想定を決めると次はそれを使っての予測作業となる。ここでは2020年までの期間についてこの作業を行うこととし、また最も重要と思われる次の4つの変数の将来の系列を計算することとした。その変数とは、民工潮純増、民工潮累積数、送金、所得格差であり、民工潮純増は $MIG - MIG_{-1}$ 、所得格差は $WAGEU/WAGER$ で定義している。これらの計算結果は次の第3表に示されている。

そこで、その結果を検討すると、まず、所得格差が当初拡大基調にあるものが2005年頃を境に縮小の方向に転じ、Williamson [1965] の言う所得格差の「逆U字型曲線仮説」が示されている。これは沿岸／内陸間の一人当たりGDPの格差(比)が2000年まで拡大し、その後縮小とする張・呉 [1995] の主張と符号し、非常に興味深い。もちろん、こうした計算結果も、基本的な農業生産や非農業生産の外生的予測値に依存するが、増大する民工潮の持つふたつの所得格差縮小効果——送金の効果と農村人口縮

小＝都市人口拡大の効果——にもよっている。

ところで、この予測において民工潮の純増は前節の労働力移動関数にあるように所得格差の縮小によって縮小するので、(絶対量としては増大するものの)民工潮累積数の伸び率は急速に縮小するようになっている。現在進められている国有企業の人員整理がもし非常に大規模なものとなり、それが都市の雇用吸収力を縮小させるとするなら、このような伸び率の減少はさらに明確なものとなるであろう。ただし、2020年時点の民工潮累積数が95年時点の3倍になっているという数字にも意味がある。注4)で言及したように95年時点ですでに民工潮累積数が8,000万人に達しているとする、これは2020年時点で2億4,000万人に達する＝全人口の5分の1に達するということになるからである。

なお、送金額の予測値は非常に高い伸び率を示している。これは平均国民所得の急速な増大を反映したものと考えられる。

III 政策シミュレーションの結果

1) 民工潮の効果

最後の本節では、民工潮と失業率の経済への影響度をシミュレーション・テストによって検討する。そして、この内、民工潮の効果をシミュレーション期間における追加的な民工潮の都市流入が「あり」と「なし」とでどう違うかを見ることによって調べたのが次の第4表であ

第4表 内挿期間における「民工潮」の効果
 (「民工潮あり」のケースと「なし」のケースを比較)
 都市平均賃金 (単位: 元/年)

年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率
1986	1,092.38	1,100.19	-7.81	100.7
1987	1,202.58	1,219.16	-16.58	101.4
1988	1,447.15	1,478.45	-31.30	102.2
1989	1,601.69	1,646.65	-44.96	102.8
1990	1,653.69	1,709.18	-55.49	103.4
1991	1,946.27	2,025.14	-78.87	104.1

農村農民平均所得 (単位: 元/年)				
年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率
1986	437.14	437.14	.00	100.0
1987	466.62	464.78	1.84	99.6
1988	520.94	516.71	4.24	99.2
1989	596.18	588.15	8.03	98.7
1990	632.96	621.73	11.23	98.2
1991	716.88	701.42	15.46	97.8

所得格差				
年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率
1986	2.4989	2.5168	-.0179	100.7
1987	2.5772	2.6231	-.0459	101.8
1988	2.7779	2.8613	-.0833	103.0
1989	2.6866	2.7997	-.1131	104.2
1990	2.6126	2.7491	-.1364	105.2
1991	2.7149	2.8872	-.1723	106.3

る。

この表では1986年から1991年までの内挿期間について民工潮の有無が都市と農村の所得に及ぼす影響に注目しているが、民工潮は都市における労働力需給の緩和で都市平均賃金を押し下げ、逆に農村地域では農地/農業労働力比の改善で農民所得の上昇に寄与する。この表では6年のシミュレーション期間を通じて前者は4%程度、後者では2%程度の効果があること、したがって両者合わせて6%程度の所得格差(WAGEU/WAGERで定義)の改善効果が「6年」というタームで民工潮にあることが示されている。この数字はかなり大きなものではないかと筆者は考える。

もっとも、本来、労働力の農村→都市間移動

は農業の集約度を押し下げて農業生産(第1次産業総生産)QAにマイナスの効果があり、また都市では労働投入の増加による工業生産(非第1次産業総生産)QNAにプラスの効果があるが、そのメカニズムは本モデルに内生化されていない。この意味では第4表の推計は過大とも言えるが、他方注4)で見たような意味では過少である可能性もある。

他方、次の第5表は上と同じ効果を2020年までの外挿期間について計測したものである。ここでももちろん、都市/農村の所得に対する効果の方向は同じであるが、農村農民平均所得への効果が都市平均賃金への効果よりも大きくなっているのが特徴的であり、第4表と異なっている。過去の効果とは違って将来における民工潮の所得格差縮小効果は農村農民所得により大きいことが示されている。19年間の追加的労働力移動はそれがなかった場合より農村農民所得を1.5倍に引上げる効果を持ち、それがなかった場合に5倍近くに拡大する所得格差を長期的には3倍以内に押し止める。この最右欄、「所得格差」の欄は前節で述べた将来における所得格差の縮小が単にQA(第1次産業総生産)やQNA(非第1次産業総生産)の想定によるものではなく、民工潮の効果によるものであることを示している。ここ数年も含めて改革開放以降の中国の所得格差拡大の傾向は非常に憂慮すべきものであるが、それはこの意味において個人単位の格差であって第1次産業/非第1次産業間(ないし都市/農村間)の格差ではない可能性がある。

2) 失業率の影響

ところで、前節「予測」のところで述べたように、今後の民工潮の推移には期待所得を通じて都市失業率の影響も生じうる。そこで最後に1999年以降の失業率が5%に上昇し続けるとした場合の効果をシミュレーションによって計測した。次の第6表がその結果を示しているが、ここで1999年以降をシミュレーション期間としたのは、1998年の失業率が陳錦華国家計画委員

第5表 外挿期間における「民工潮」の効果（「民工潮あり」のケースと「なし」のケースを比較）

都市平均賃金（単位：元／年）				農村農民平均所得（単位：元／年）				所得格差						
年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率	年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率	年	民工潮あり	民工潮なし	差	比率
1992	2,254.3	2,277.8	-23.5	101.0	1992	727.6	727.6	.0	100.0	1992	3,0982	3,1304	-.0323	101.0
1993	2,774.1	2,839.2	-65.1	102.3	1993	798.1	792.2	5.9	99.3	1993	3,4760	3,5841	-.1081	103.1
1994	3,470.4	3,470.4	-119.3	103.6	1994	961.5	942.8	18.7	98.1	1994	3,4852	3,6809	-.1957	105.6
1995	4,189.3	4,370.4	-181.0	104.3	1995	1,321.6	1,278.5	43.1	96.7	1995	3,1699	3,4185	-.2486	107.8
1996	4,744.4	4,974.5	-230.1	104.9	1996	1,688.6	1,616.4	72.2	95.7	1996	2,8097	3,0776	-.2679	109.5
1997	4,853.1	5,097.0	-243.9	105.0	1997	1,957.4	1,860.5	96.9	95.1	1997	2,4794	2,7396	-.2602	110.5
1998	5,504.7	5,799.3	-294.6	105.4	1998	2,028.0	1,917.6	110.3	94.6	1998	2,7144	3,0242	-.3098	111.4
1999	6,242.7	6,605.9	-363.1	105.8	1999	2,106.8	1,977.5	129.3	93.9	1999	2,9631	3,3405	-.3774	112.7
2000	7,083.6	7,532.3	-448.7	106.3	2000	2,194.6	2,039.6	155.1	92.9	2000	3,2277	3,6931	-.4654	114.4
2001	8,064.2	8,643.6	-579.5	107.2	2001	2,293.8	2,103.8	189.9	91.7	2001	3,5157	4,1085	-.5928	116.9
2002	9,197.8	9,925.3	-727.5	107.9	2002	2,661.6	2,399.0	262.6	90.1	2002	3,4557	4,1372	-.6815	119.7
2003	10,495.2	11,404.4	-909.2	108.7	2003	3,090.1	2,737.5	352.6	88.6	2003	3,3964	4,1660	-.7696	122.7
2004	12,005.1	13,111.5	-1,106.4	109.2	2004	3,589.9	3,125.8	464.1	87.1	2004	3,3441	4,1946	-.8504	125.4
2005	13,749.0	15,083.1	-1,334.1	109.7	2005	4,173.0	3,571.3	601.7	85.6	2005	3,2948	4,2234	-.9287	128.2
2006	15,776.2	17,376.0	-1,599.8	110.1	2006	4,853.6	4,082.5	771.1	84.1	2006	3,2504	4,2562	-1,0058	130.9
2007	18,119.2	20,027.3	-1,908.1	110.5	2007	5,648.3	4,668.9	979.4	82.7	2007	3,2079	4,2895	-1,0816	133.7
2008	20,828.7	23,094.1	-2,265.4	110.9	2008	6,576.4	5,341.5	1,234.8	81.2	2008	3,1672	4,3235	-1,1563	136.5
2009	23,964.0	26,643.7	-2,679.7	111.2	2009	7,661.1	6,113.6	1,547.6	79.8	2009	3,1280	4,3581	-1,2301	139.3
2010	27,592.0	30,752.0	-3,160.1	111.5	2010	8,928.6	6,999.0	1,929.6	78.4	2010	3,0903	4,3938	-1,3035	142.2
2011	31,821.9	35,546.1	-3,724.1	111.7	2011	10,411.0	8,015.1	2,395.9	77.0	2011	3,0566	4,4349	-1,3783	145.1
2012	36,722.1	41,102.1	-4,379.9	111.9	2012	12,146.0	9,181.2	2,964.9	75.6	2012	3,0234	4,4768	-1,4534	148.1
2013	42,403.4	47,545.2	-5,141.9	112.1	2013	14,177.5	10,519.3	3,658.2	74.2	2013	2,9909	4,5198	-1,5289	151.1
2014	48,991.6	55,018.5	-6,026.9	112.3	2014	16,557.1	12,055.0	4,502.1	72.8	2014	2,9590	4,5640	-1,6050	154.2
2015	56,633.6	63,688.1	-7,054.5	112.5	2015	19,345.0	13,816.9	5,528.1	71.4	2015	2,9276	4,6094	-1,6819	157.5
2016	65,576.4	73,843.5	-8,267.2	112.6	2016	22,614.6	15,839.3	6,775.2	70.0	2016	2,8897	4,6620	-1,7623	160.8
2017	75,964.0	85,643.4	-9,679.4	112.7	2017	26,454.1	18,161.3	8,292.8	68.7	2017	2,8715	4,7157	-1,8442	164.2
2018	88,036.3	99,359.0	-11,322.7	112.9	2018	30,962.0	20,826.0	10,136.0	67.3	2018	2,8434	4,7709	-1,9276	167.8
2019	102,067.4	115,301.1	-13,233.7	113.0	2019	36,257.9	23,884.1	12,373.7	65.9	2019	2,8150	4,8275	-2,0125	171.5
2020	118,382.5	133,837.9	-15,455.4	113.1	2020	42,485.4	27,395.0	15,090.5	64.5	2020	2,7864	4,8855	-2,0991	175.3

第6表 将来の失業率が及ぼす影響 (1999年以降失業率が3.5%のケースと5%のケースを比較)

「民工潮」純増分への効果 (万人)					「民工潮」累積数への効果 (万人)					所得格差への効果				
年	3.5%のケース	5%のケース	差	比率	年	3.5%のケース	5%のケース	差	比率	年	3.5%のケース	5%のケース	差	比率
1999	230.50	223.72	6.78	97.1	1999	3,760.00	3,753.12	6.88	99.8	1999	2,9631	2,9637	- .0006	100.0
2000	302.38	289.47	12.91	95.7	2000	4,061.25	4,045.44	15.81	99.6	2000	3,2277	3,2305	- .0028	100.1
2001	398.84	281.61	17.23	95.7	2001	4,458.42	4,425.53	32.89	99.3	2001	3,5157	3,5214	- .0057	100.2
2002	373.13	358.63	14.50	96.1	2002	4,832.33	4,784.09	48.24	99.0	2002	3,4557	3,4611	- .0054	100.2
2003	353.02	340.34	12.68	96.4	2003	5,185.36	5,124.40	60.95	98.8	2003	3,3964	3,4088	- .0124	100.4
2004	335.68	323.97	11.70	96.5	2004	5,521.03	5,448.36	72.67	98.7	2004	3,3441	3,3592	- .0151	100.5
2005	319.69	309.16	10.53	96.7	2005	5,840.72	5,757.51	83.21	98.6	2005	3,2948	3,3122	- .0175	100.5
2006	305.78	296.36	9.42	96.9	2006	6,146.49	6,053.86	92.63	98.5	2006	3,2504	3,2701	- .0197	100.6
2007	292.83	284.44	8.39	97.1	2007	6,439.31	6,338.30	101.02	98.4	2007	3,2079	3,2296	- .0217	100.7
2008	280.81	273.36	7.46	97.3	2008	6,720.12	6,611.65	108.47	98.4	2008	3,1672	3,1907	- .0235	100.7
2009	269.58	262.96	6.62	97.5	2009	6,989.70	6,874.61	115.09	98.4	2009	3,1280	3,1531	- .0252	100.8
2010	259.11	253.24	5.87	97.7	2010	7,248.81	7,127.84	120.96	98.3	2010	3,0903	3,1170	- .0267	100.9
2011	250.01	244.80	5.21	97.9	2011	7,498.82	7,372.65	126.17	98.3	2011	3,0566	3,0847	- .0281	100.9
2012	241.28	236.68	4.60	98.1	2012	7,740.10	7,609.33	130.77	98.3	2012	3,0234	3,0529	- .0295	101.0
2013	232.95	228.90	4.04	98.3	2013	7,973.04	7,838.23	134.81	98.3	2013	2,9909	3,0217	- .0308	101.0
2014	224.97	221.44	3.53	98.4	2014	8,198.02	8,059.67	138.34	98.3	2014	2,9590	2,9909	- .0320	101.1
2015	217.34	214.27	3.06	98.6	2015	8,415.35	8,273.95	141.40	98.3	2015	2,9276	2,9607	- .0331	101.1
2016	210.74	208.11	2.64	98.7	2016	8,626.09	8,482.05	144.04	98.3	2016	2,8997	2,9340	- .0342	101.2
2017	204.20	201.97	2.24	98.9	2017	8,830.30	8,684.02	146.28	98.3	2017	2,8715	2,9068	- .0353	101.2
2018	197.82	195.96	1.86	99.1	2018	9,028.12	8,879.98	148.14	98.4	2018	2,8434	2,8797	- .0363	101.3
2019	191.55	190.04	1.51	99.2	2019	9,219.67	9,070.01	149.65	98.4	2019	2,8150	2,8523	- .0373	101.3
2020	185.37	184.18	1.19	99.4	2020	9,405.04	9,254.20	150.84	98.4	2020	2,7864	2,8247	- .0382	101.4

会主任によって3.5%と予測されていること(1998年3月記者会見), またしかし, その後は現在の朱鎔基改革によってさらに上昇する可能性があるからである。そして, この結果で興味深いのは民工潮の純増加数への影響が当初拡大するも時間の経過の中でその効果が消えていっているということである。シミュレーション期第22期目の2020年にはほとんど失業率変動の効果はなくなっている。つまり, 都市失業率の上昇はしばらくの間労働力移動に抑制的に働くが, この抑制効果はその後消える。これは労働力移動の抑制が所得格差の拡大をもたらし, その結果再び民工潮のプッシュ要因として作用するからであろう。この所得格差の拡大効果は小幅ではあるものの第6表の右欄で示されている。

以上, 本稿では小型の連立方程式モデルを構築して中国民工潮に関するいくつかの分析と予測を行い, それが都市／農村間の所得格差の縮小に大きな役割を果たしうること示した。もとより, とはいっても無秩序な移動は社会の混乱を引き起こす。最近では地方の小都市の戸籍を「都市戸籍」とし, 都市への人口移動を地方小都市レベルに抑制しようとの動きも見られるが, こうした秩序ある人口移動への誘導が求められている。

参考文献

- Bos, E., Vu, M. T., Massiah, E. and Bulatao, R. A., 1994, *World Population Projections: Estimates and Projections with Related Demographic Statistics*, Johns Hopkins University Press, Baltimore and London.
- 戴二彪 [1996] 「中国における人口移動の地域パターンとその決定要因」『応用地域学研究』第2号, 201-212ページ。
- 戴二彪 [1997 a] 「中国における地域開発戦略の推移と地域間所得格差の動向 (1952-1992)」『調査と研究』第12号, 27-42ページ。
- 戴二彪 [1997 b] 「中国地域間の雇用成長格差の動向と人口移動パターンの変動」『経済論叢』第159巻第5・6号, 121-142ページ。
- 董藩 [1992] 「關於地区間収入差距變動分析的幾点商榷意見」『経済研究』1992年第7期, 63-64ページ。
- Gundlach, E., 1997, "Regional Convergence of Output per Worker in China: A Neoclassical Interpretation", *Asian Economic Journal*, vol. 11, no.4, pp. 423-442.
- 韓俊 [1995] 「我国農村労働力移転の現状と特点」『復印報刊資料・F 2』1995年, 第6期。
- Harris, J. R. and Todaro, M. P., 1970, "Migration, Unemployment and Development: A Two-sector Analysis", *American Economic Review*, vol. 60, no. 1, Mar. 1970, pp. 126-142.
- 冀党生・召秦編 [1995] 『中国人口流動態勢与管理』中国人口出版社。
- 細川美恵子 [1997] 「地域経済格差問題の現状と今後の課題」(日本興業銀行調査部産業調査部編『中国2001年の産業・経済』東洋経済新報社)。
- 加藤弘之 [1994] 「地域経済発展と労働力移動」(丸山伸郎編『90年代中国地域開発の視角』アジア経済研究所)。
- 加藤弘之 [1995] 「中国の市場経済化と地域格差」『国民経済雑誌』第171巻第4号, 57-79ページ。
- 加藤弘之 [1996] 「地域格差の動向と内陸開発への啓示」『中国内陸地域の経済開発と投資環境』日中経済協会, 15-27ページ。
- 李夢白・胡欣等編 [1991] 『流動人口対大城市發展的影響及対策』経済日報出版社。
- 孟建軍 [1993] 「中国における地域間人口移動分析」『世界経済評論』1993年8月号, 59-69ページ。
- Qian, W., 1996, *Rural-Urban Migration and its Impact on Economic Development in China*, Avebury, Aldershot etc..
- Radelet, S., 1993, "The Gambia's Economic Recovery: Policy Reforms, Foreign Aid, or Rain?", *Journal of Policy Modelling*, vol. 15, no. 3, pp. 251-276.
- 史偉 [1995] 「中国経済改革の区域差異及推進前景」『経済研究』1995年第9期, 40-42ページ。
- 拓殖大学・中嶋誠一編 [1994] 『中国の統計』日本貿易振興会。
- Uebe, G., 1995, *World of Economic Models*, Aveb-

- ury, Aldershot, etc..
- 渡辺利夫他 [1995]『中国の地域経済格差と地域経済開発に関する実証的研究』総合研究開発機構。
- 魏后凱 [1992]「論我国区際收入差異的變動格局」『經濟研究』1992年第4期, 61-65ページ。
- Williamson, J. G., 1965, "Regional Inequality and the Process of National Development: A Description of the Patterns," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 13, no. 4, pp. 1-84.
- 山本恒人 [1996]「内陸部農村の現状と内陸開発」『中国内陸地域の經濟開発と投資環境』日中經濟協會, 78-93ページ。
- 楊偉民 [1991]「地区間收入差距變動の実証分析」『經濟研究』1991年第1期, 70-74ページ。
- 嚴善平 [1997]「中国の地域間労働移動」『アジア經濟』第38巻第7号, 34-59ページ。
- 張落成・吳楚材 [1995]「我国地区經濟差異趨勢分析及其对策」『中国經濟問題』1995年第5期, 19-24ページ。
- 中国国家统计局,『各年版 中国統計年鑑』中国統計出版社。

中国民工潮モデル (KYMIN-Model) の方程式体系

(1) 国内労働力移動

$$AR1 \quad \ln(MIG - MIG_{-1}) = 1.804 + 3.39475 \ln((1 - UR) * WAGEU / WAGER) [+0.413 * AR(1)]$$

(1.50) (2.52)

$$\bar{R}^2 = 0.3739 \quad S. E. = 0.205 \quad DW = 1.199 \quad (1981-91)$$

(2) 送 金

$$AR1 \quad \ln REMIT = -6.72 + 1.17232 * \ln((1 - UR) * WAGEU) [+0.311 * AR(1)]$$

(-5.41) (7.15)

$$\bar{R}^2 = 0.8775 \quad S. E. = 0.102 \quad DW = 1.683 \quad (1986-94)$$

(3) 農民所得

$$OLS \quad WAGER = 103.163 + 3868.80 * (QA_{-1} + REMIT_{-1} * MIG_{-1} * 0.0012) / (POPNA_{-1} - MIG_{-1})$$

(3.63) (16.50)

$$\bar{R}^2 = 0.9819 \quad S. E. = 14.36 \quad DW = 1.5301 \quad (1986-91)$$

(4) 都市平均賃金

$$OLS \quad \ln WAGEU = 8.00773 + 1.01492 * \ln(QNA / (POPNA + MIG))$$

(311.5) (42.55)

$$\bar{R}^2 = 0.9636 \quad S. E. = 0.029 \quad DW = 1.4663 \quad (1981-91)$$

(5) 非農業人口

$$OLS \quad POPNA = -49801.5 + 0.895553 * (POPTOTAL - POPAR)$$

(-30.22) (46.05)

$$\bar{R}^2 = 0.9967 \quad S. E. = 192.3 \quad DW = 1.3465 \quad (1989-96)$$

(変数リスト)

(単位)

<i>POPTOTAL</i>	全人口	万人
<i>POPAR</i>	農村農業労働力人口	万人
<i>POPNA</i>	非第1次産業労働者人口	万人
<i>MIG</i>	国内労働力移動 (累積数)	万人
<i>REMIT</i>	国内送金	元/人
<i>WAGEU</i>	非農民所得	元/人
<i>WAGER</i>	農村農民所得	元/人
<i>QA</i>	第1次産業総生産	億元
<i>QNA</i>	非1次産業総生産	億元